

BENTUK FUNGSIONAL TINGKAT FERTILITAS ALAMI DAN TINGKAT PERILAKU HENTIAN

HADI SUMARNO

Departemen Matematika,
Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam,
Institut Pertanian Bogor
Jln. Meranti, Kampus IPB Dramaga, Bogor 16680, Indonesia

Abstrak : Tingkat fertilitas perkawinan umur a menyatakan intensitas kelahiran bagi wanita umur a , jika ia menikah mulai dari awal masa reproduksinya. Dalam model Coale-Trussell, tingkat fertilitas perkawinan umur a dapat diuraikan menjadi dua komponen, yakni tingkat fertilitas alami standar umur a , $n(a)$, dan tingkat perilaku hentian standar umur a , $v(a)$. Tujuan kajian ini ialah membuat kedua komponen $n(a)$ dan $v(a)$ menjadi bentuk fungsional. Proses ini akan mentransformasi model Coale-Trussell menjadi kurva kontinu. Dengan menggunakan model kontinu, diharapkan akan dapat meningkatkan kemampuan model menyuai data, terutama dalam analisis data skala mikro, karena variasi intensitas kelahiran menurut umur dapat dimodelkan dengan lebih cermat.

Katakunci: Tingkat fertilitas perkawinan menurut umur (*age specific marital fertility rate/ASMFR*), tingkat fertilitas alami standar umur a ($n(a)$), tingkat perilaku hentian standar umur a ($v(a)$), koefisien tingkat fertilitas perkawinan (M), koefisien tingkat perilaku hentian (m).

1. PENDAHULUAN

Fertilitas menyatakan keadaan kelahiran bayi dalam suatu masyarakat. Secara alami, wanita dapat melahirkan bayi sejak pertama kali haid (*menarche*) hingga pada saat menopause. Namun demikian, pada kenyataannya tidak semua wanita yang berada dalam golongan umur tersebut memiliki resiko terhadap kehamilan dan kelahiran karena adanya hambatan sosial dan budaya, terutama agama. Sesuai dengan norma-norma yang bersumber dari hukum dan agama, hanya wanita yang menikah yang dibolehkan melahirkan anak. Lebih lanjut, walaupun dalam status menikah, karena alasan tertentu mereka dapat menunda atau mengatur kelahiran anaknya dengan mengikuti program keluarga berencana. Selain ditentukan oleh amalan kontrasepsi, kelahiran bayi juga ditentukan oleh faktor-faktor lainnya, seperti amalan laktasi, amalan abstinensi pospartum, lamanya amenorea pospartum, dan kegagalan kehamilan (Tsuji 1984; Weeks 1989).

Coale (1971) menawarkan model fertilitas dengan menyatakan tingkat fertilitas sebagai hasil kali antara proporsi wanita menikah dan tingkat fertilitas bagi wanita yang menikah, sebagai berikut:

$$ASFR(a) = F(a) * ASMFR(a),$$

dengan $ASFR(a)$ menyatakan tingkat fertilitas umur a , $F(a)$ menyatakan proporsi wanita yang masih berada dalam status menikah hingga umur a , dan $ASMFR(a)$ menyatakan tingkat fertilitas perkawinan umur a .

Lebih lanjut, Coale menyatakan bahwa tingkat fertilitas perkawinan dapat diuraikan lebih lanjut menjadi

$$ASMFR(a) = M n(a) \exp[m v(a)], \quad (1)$$

dengan M menyatakan koefisien tingkat fertilitas perkawinan, m menyatakan koefisien tingkat perilaku hentian (*stopping behaviour*), $n(a)$ menyatakan tingkat fertilitas alami standar umur a , dan $v(a)$, menyatakan tingkat perilaku hentian standar bagi wanita kelompok umur a , $a=20-24, \dots, 45-49$.

Model tersebut mengasumsikan bahwa variasi pola fertilitas perkawinan antara satu populasi dengan populasi lainnya hanya ditentukan oleh koefisien tingkat fertilitas perkawinan (M) dan koefisien tingkat perilaku hentian (m). Dengan perkataan lain, $n(a)$ dan $v(a)$ diasumsikan sama untuk semua populasi. Terdapat beberapa metode berkaitan dengan pendugaan M dan m (Coale & Trussell 1978; Broström 1985) serta pendugaan $n(a)$ dan $v(a)$ (Wilson *et al.* 1988; Xie 1990; Xie & Pimentel 1992). Namun demikian hingga saat ini, $n(a)$ dan $v(a)$ tersebut masih tersedia dalam bentuk diskret.

Kajian ini dimaksudkan untuk memodifikasi agar $n(a)$ dan $v(a)$ tersebut dapat dinyatakan dalam bentuk kontinu. Dengan model kontinu maka analisis dengan menggunakan data individu dapat dilakukan dengan lebih cermat, sehingga dapat dikembangkan menjadi model dengan kovariat.

2. FORMULASI DASAR

Telah dijelaskan sebelumnya bahwa tingkat fertilitas dapat diuraikan menjadi dua komponen, yakni fertilitas alami, $M n(a)$, dan tingkat perilaku hentian, $\exp[m v(a)]$. Berikut akan diuraikan usaha pengembangan masing-masing komponen model tersebut menjadi bentuk fungsional.

2.1. Komponen Tingkat Fertilitas Alami. Kemampuan secara fisiologi seorang wanita untuk melahirkan bayi hidup dinamakan kesuburan (*fecundity*). Wood dan Weinstein (1988) menyatakan bahwa kesuburan bagi wanita meningkat sejak pertama kali haid, dan mencapai puncaknya pada umur 20an, kemudian menurun lagi sampai pada saat putus haid (*menopause*). Namun demikian, dalam kenyataannya informasi tentang kesuburan tidak mudah diperoleh, karena berbagai faktor yang dapat mempengaruhi kehamilan dan kelahiran. Informasi kesuburan wanita secara praktis didekati dengan data fertilitas alami.

Data tingkat fertilitas alami yang berhasil dikumpulkan ialah data tingkat fertilitas bagi wanita yang tidak mengamalkan kontrol fertilitas terutama perilaku hentian (Henry 1961). Hal ini bermakna bahwa data tentang tingkat fertilitas alami masih dipengaruhi oleh variasi dalam amalan laktasi atau abstinensi, termasuk juga amalan kontrasepsi untuk tujuan penjarangan. Oleh karenanya, tingkat fertilitas alami tidak menggambarkan kemampuan maksimum secara fisiologi, namun lebih bersifat kelahiran maksimum yang

wujud dalam suatu masyarakat yang sempit diamati oleh pakar demografi. Oleh karena antara kesuburan dan fertilitas alami berbeda hanya pada tingkat penjarangan (karena adanya pengaruh amalan laktasi dan abstinensi), maka pola tingkat fertilitas alami menurut umur, tentunya memiliki pola yang sama dengan tingkat kesuburan mengikut umur, yaitu naik sampai umur 20an, dan menurun kembali hingga saat menopause. Seperti telah dijelaskan sebelumnya, tingkat fertilitas alami dapat dinyatakan sebagai hasil kali antara koefisien tingkat fertilitas perkawinan, M , dan tingkat fertilitas alami standar, $n(a)$. Oleh karena itu, pola tingkat fertilitas alami menurut umur hanya ditentukan oleh $n(a)$.

2.2. Komponen Tingkat Kontrol Fertilitas. Dalam kondisi nyata, setelah mencapai jumlah anak yang diinginkan, secara umum masyarakat cenderung membatasi jumlah kelahiran. Oleh karena itu, $ASMFR$ yang nyata dalam masyarakat lebih kecil dibanding tingkat fertilitas alami. Dengan demikian, tingkat fertilitas perkawinan umur a , $ASMFR(a)$, dapat diperoleh berdasarkan tingkat fertilitas alami dikalikan dengan suatu konstanta ≤ 1 . Konstanta tersebut dalam model dasar diasumsikan sama dengan $eksp(m \ v(a))$, yang menyatakan tingkat perilaku hentian menurut umur bagi populasi tertentu.

3. PENGEMBANGAN MODEL MENJADI KURVA KONTINU

Permasalahan utama dalam pendugaan model fertilitas perkawinan (1) ialah dalam menentukan $n(a)$ dan $v(a)$. Dalam model dasar, $n(a)$ dihitung berdasarkan metode aritmatik (rata-rata) dari data tingkat fertilitas alami dari suku Hutterites, seperti yang diterbitkan oleh Henry (1961). Adapun $v(a)$ diduga berdasarkan metode aritmatik dari *Data Demografi Dunia tahun 1965* (Coale 1971; Coale & Trussell 1974, 1975).

Selanjutnya, Broström (1985) melakukan modifikasi model Coale-Trussell dari model seperti pada persamaan (1) menjadi

$$B(a) = T(a) n(a) M \exp [m \ v(a)] . \quad (2)$$

dengan $B(a)$ dan $T(a)$ masing-masing menyatakan jumlah bayi dan lamanya masa terpapar (*exposure*) terhadap kehamilan dan kelahiran bagi wanita kelompok umur a . Broström berpendapat bahwa jumlah bayi yang dilahirkan oleh wanita pada selang masa tertentu menyebar menurut sebaran Poisson. Asumsi sebaran Poisson ini beralasan, karena jumlah bayi yang dilahirkan merupakan peristiwa diskret. Selain itu, variasi jumlah bayi yang dilahirkan oleh seorang wanita pada masyarakat yang memiliki tingkat fertilitas perkawinan yang tinggi, secara umum lebih besar dibandingkan dengan yang terjadi pada masyarakat yang memiliki tingkat fertilitas perkawinan yang lebih rendah. Pendapat ini didukung oleh peneliti-peneliti lainnya, seperti Rodriguez dan Cleland (1988), Wilson *et al.* (1988), serta Xie dan Pimentel (1992).

Berdasarkan asumsi bahwa $B(a)$ menyebar menurut sebaran Poisson dengan nilai tengah $\mu_a = M n(a) \exp[m \ v(a)]$, Xie (1990) menghitung kembali nilai $n(a)$ dengan menggunakan metode kemungkinan maksimum. Data yang digunakan adalah data fertilitas alami dari 10 populasi seperti dapat dilihat dalam Wilson *et al* (1988). Berdasarkan pada asumsi sebaran yang sama, Xie dan Pimentel (1992) juga melakukan perhitungan kembali $v(a)$ berdasarkan kepada data *Tinjauan Fertilitas Dunia tahun 1974-1982*.

Lebih lanjut, dengan menggunakan asumsi Poisson tersebut, pendugaan parameter M dan m juga dapat dilakukan dengan menggunakan data individu (Fahmeir & Tutz 1994; McCullagh & Nedler 1989).

Namun demikian, $n(a)$ dan $v(a)$ masih tersedia dalam bentuk diskret, yakni dalam selang lima tahunan. Dengan demikian, wanita yang berada dalam kohort umur yang sama, diasumsikan memiliki intensitas kelahiran yang sama. Misalnya, wanita yang berumur 30 tahun diasumsikan memiliki intensitas melahirkan yang sama dengan wanita yang berumur 34 tahun. Dalam kenyataannya, sesuai dengan yang telah dijelaskan sebelumnya, wanita yang berumur 30 tahun, secara teori memiliki intensitas melahirkan yang lebih tinggi, jika dibandingkan dengan wanita yang berumur 34 tahun. Keadaan ini menjadi sangat penting, terutama sekiranya kita berminat kepada analisis data dalam peringkat individu, karena dapat menimbulkan bias ke bawah bagi wanita umur 30 tahun, dan bias ke atas bagi wanita umur 34 tahun. Untuk mengurangi bias tersebut, kajian ini menawarkan $n(a)$ dan $v(a)$ dalam bentuk kurva kontinu, seperti yang akan dibahas pada subbagian berikut.

3.1. Kurva $n(a)$. Upaya untuk menyuai $n(a)$ menjadi fungsi kontinu, memerlukan fungsi yang memiliki ciri-ciri kurva fertilitas, yaitu menaik pada awal usia suburnya, kemudian mendatar atau sedikit menurun, dan akhirnya menurun hingga akhir usia suburnya.

Tidak banyak data fertilitas selain yang diterbitkan oleh Henry (1961). Data umur muda, terutama di bawah 20 tahun sukar diperoleh, atau kalaupun tersedia pada umumnya kurang dapat dipercaya, karena pada umur-umur tersebut merupakan permulaan umur menikah. Dengan demikian, ada kemungkinan berlaku kehamilan atau bahkan kelahiran sebelum menikah. Oleh karena itu, untuk menentukan bentuk fungsi yang sesuai, digunakan data interpolasi ($n(y)$) yang diterbitkan oleh Coale dan Trussell (1974), seperti disajikan pada Tabel 1 kolom 2.

Berdasarkan informasi tersebut, dicoba melakukan penyuaian $n(a)$ dengan kurva fn , sebagai berikut.

$$fn(y) = a \exp\{-(y-b)/c\}^4 - d y, \quad (3)$$

dengan a , b , c , dan d merupakan parameter yang diduga, dan $fn(y)$ menyatakan tingkat fertilitas alami standar bagi wanita umur y . Hasil pendugaan $fn(y)$ berdasarkan data tersebut disajikan dalam Tabel 1, kolom 3. Nilai pendugaan untuk $a=0.718$, $b=27.792$, $c=15.084$, dan $d=0.0176$, dengan tingkat kesalahan (TK):

$$TK = \sum_{y=12}^{49} |n(y) - \hat{n}(y)| / n(y),$$

sebesar 2.09%. Menurut (Bloom 1982) tingkat kesalahan kurang daripada 10% menunjukkan bahwa fungsi $fn(y)$ dapat menyuai data dengan baik. Kemampuan yang baik bagi kurva $fn(y)$ dalam menyuai $n(y)$ juga disajikan dalam Gambar 1. Agar dapat dibandingkan dengan model dasar, dilakukan pendugaan kembali terhadap parameter a , b , c , dan d , dengan data seperti disajikan dalam Lampiran 1. Pendugaan dilakukan dengan menggunakan metode kemungkinan maksimum, berdasarkan kepada asumsi Poisson, berikut.

$$L = \prod_{i=1}^{10} \left\{ \prod_{a \in A} \exp[-M_i T_i(a) n(a)] \frac{[M_i T_i(a) n(a)]^{B_i(a)}}{B_i(a)!} \right\}, \quad (5)$$

dengan $A=\{20-24, 25-29, \dots, 45-49\}$, dan $i=1,2, \dots, 10$, menyatakan jumlah populasi. Dalam hal ini ditetapkan $n(20-24) = \frac{1}{5} \int_{20}^{25} fn(t)dt$,

$n(25-29) = \frac{1}{5} \int_{25}^{30} fn(t)dt$, dan seterusnya. Pendugaan dilakukan dengan menetapkan M untuk data Hutterites A sama dengan 1.229. Hal tersebut dilakukan untuk memudahkan dalam melakukan perbandingan dengan hasil analisis yang dilakukan oleh Xie (1990). Pendugaan M_i dan $n(a)$, yakni \hat{M}_i dan $\hat{n}(a)$, dipilih dengan cara memaksimumkan fungsi kemungkinan, L .

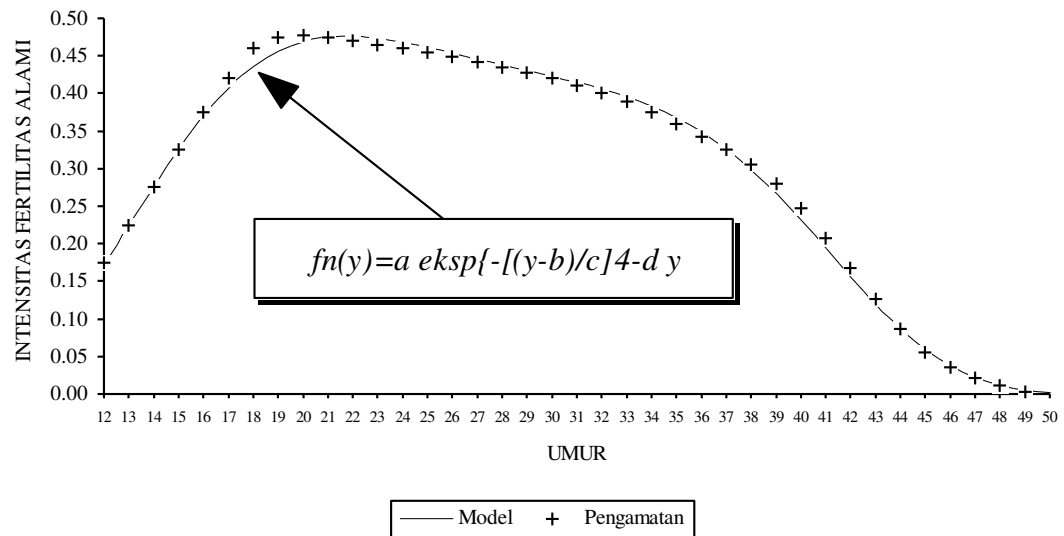
Tabel 1: Data Interpolasi Tahunan ($n(y)$) dan Hasil Penyuaian Tingkat Fertilitas Alami Standar ($\hat{n}(y)$)

Umur (y)	Pengamatan ($n(y)$)	Model ($\hat{n}(y)$ *)
12.0	0.175	0.175
13.0	0.225	0.227
14.0	0.275	0.279
15.0	0.325	0.329
16.0	0.375	0.373
17.0	0.421	0.410
18.0	0.460	0.438
19.0	0.475	0.458
20.0	0.477	0.470
21.0	0.475	0.476
22.0	0.470	0.477
23.0	0.465	0.474
24.0	0.460	0.469
25.0	0.455	0.462
26.0	0.449	0.455
27.0	0.442	0.447
28.0	0.435	0.439
29.0	0.428	0.431
30.0	0.420	0.424
31.0	0.410	0.416
32.0	0.400	0.407
33.0	0.389	0.396
34.0	0.375	0.384
35.0	0.360	0.368
36.0	0.343	0.349
37.0	0.325	0.326
38.0	0.305	0.299
39.0	0.280	0.267
40.0	0.247	0.231
41.0	0.207	0.194
42.0	0.167	0.156
43.0	0.126	0.120
44.0	0.087	0.087
45.0	0.055	0.060
46.0	0.035	0.038
47.0	0.021	0.023
48.0	0.011	0.012
49.0	0.003	0.006

*) Karena dalam tahap ini hanya bertujuan untuk mencari fungsi fn yang sesuai (bukan dalam rangka menentukan parameter a , b , c , dan d yang akan digunakan dalam model), maka untuk tujuan penyederhanaan, proses perhitungan $\hat{n}(y)$ dilakukan dengan mengasumsikan

$$\int_y^{y+1} fn(t)dt \approx fn(y+0.5)*(y+1-y).$$

Untuk selang yang kecil (satu tahunan) diharapkan tidak ada perbedaan nilai yang nyata antara $fn(y+0.5)*(y+1-y)$ dengan hasil yang diperoleh dari pengintegralan secara langsung.



Gambar 1: Tingkat Fertilitas Alami Standar Tahunan (*pengamatan*) dan Hasil Pendugaan Model $fn(y)$ (*model*) $a= 0.718$, $b=27.792$, $c=15.084$, dan $d=0.0176$

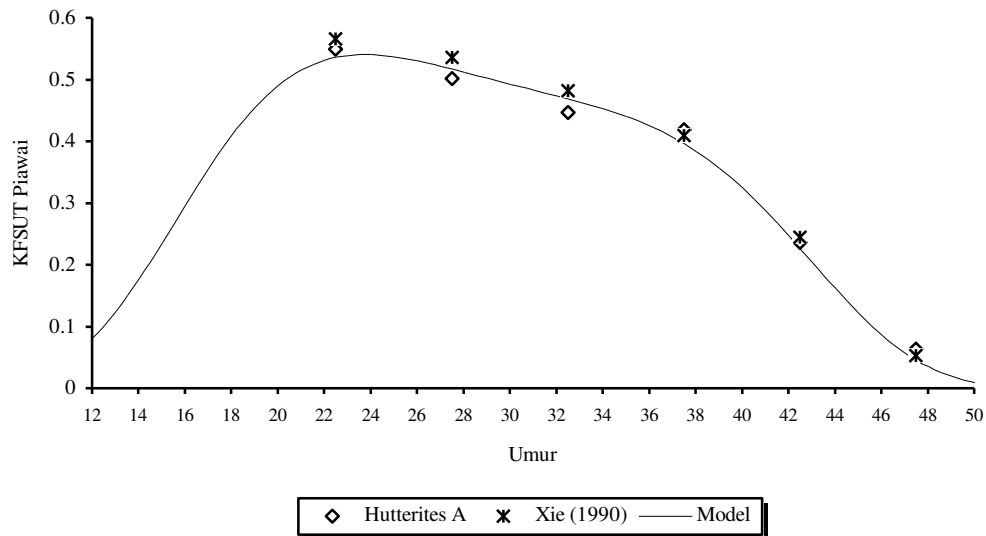
Hasil analisis seperti disajikan dalam Tabel 2 menunjukkan bahwa model mampu menyuai data dengan baik, yang ditandai dengan nilai *Bayesian Information Criteria (BIC)* negatif, yaitu sebesar -264.49. Model juga mampu menduga M dari sepuluh populasi tersebut tidak jauh berbeda dengan hasil mendugaan yang dilakukan oleh Xie (1990).

Tabel 2. Koefisien Tingkat Fertilitas Perkawinan (M) dari Sepuluh Populasi Hasil Pendugaan dengan Model Diskret (kolom 3) dan Model Kontinu (kolom 4)

Populasi	Keterangan	M	
		Xie (1990)*	Fn(y)
Hutterites A	menikah tahun 1921-1930	1.229	1.229
Kanada	menikah tahun 1700-1730	1.219	1.219
Hutterites B	menikah sebelum tahun 1921	1.100	1.101
Bourgeoise (Geneva)	suami lahir 1600-1649	1.059	1.060
Tunisia	menikah 1840-1859	1.036	1.035
Sotteville-les-Rouven (Normandy)	perkawinan dan kelahiran 1760-1790	0.989	0.986
Crulai (Normandy)	menikah 1674-1742	0.930	0.929
Norwegia	menikah 1874-1876	0.914	0.913
Bourgeoise (Geneva)	suami lahir sebelum 1900	0.843	0.843
Taiwan	lahir sekitar 1900	0.780	0.781
Parameter:			
	A		0.723
	B		29.87
	C		14.77
	D		0.020
	Log Kemungkinan Maksimum	1556.71	254.90
	Derajat Kebebasan	50	47
	Jumlah Bayi	62987	62987
	Kriteria Informasi Bayes (BIC)	-1004.18	-264.49

* Disalin dari Xie (1990)

Pola fertilitas perkawinan bagi suku Hutterittes A, berdasarkan data pengamatan, hasil penyuaiian Xie (1990), dan berdasarkan kepada kurva $fn(y)$ disajikan dalam Gambar 2. Gambar tersebut menegaskan bahwa penyuaiian $n(a)$ dengan menggunakan kurva fn , menghasilkan dugaan tingkat fertilitas alami yang tidak jauh berbeda dengan tingkat fertilitas alami pengamatan, maupun hasil pendugaan dengan $n(a)$ diskret oleh Xie (1990).



Gambar 2: Tingkat Fertilitas Perkawinan Menurut Umur dari Hasil Pengamatan (*Hutterites A*), Hasil Penyuaiian Model Diskret (*Xie (1990)*), dan Hasil Penyuaiian Berdasarkan Kurva $fn(y)$ dengan Metode Kemungkinan Maksimum (5) (*Model*)

3.2. Kurva $v(a)$. Telah disebutkan terdahulu, bahwa $v(a)$ dapat diduga dengan menggunakan metode aritmatik. Namun demikian, dengan menggunakan metode aritmatik, $v(a)$ terus menurun dengan meningkatnya umur, seperti dapat dilihat dalam Coale dan Trussell (1974, 1975). Keadaan ini kurang sesuai dengan kenyataan, karena dengan meningkatnya umur, seharusnya faktor ketidaksuaburan alami lebih dominan dibandingkan dengan fktor control fertilitas. Kelemahan model aritmatik tersebut telah dijawab oleh Xie dan Pimentel (1992). Dengan menggunakan asumsi sebaran Poisson, mereka menduga kembali $v(a)$, bersama-sama dengan M dan m . Untuk kepentingan ini digunakan data *Tinjauan Fertilitas Dunia tahun 1974 hingga tahun 1982* yang meliputi 41 negara. Hasil pendugaan $v(a)$ terhadap data tesebut dengan menggunakan sebaran Poisson, disajikan dalam Tabel 3.

Tabel 3: Hasil Pendugaan $v(a)$ oleh Xie (1990)

	Kumpulan Umur (a)					
	20-24	25-39	30-34	35-39	40-44	45-49
$v(a)$	0.000	-0.335	-0.717	-1.186	-1.671	-1.115

Tabel tersebut menunjukkan bahwa $v(a)$ menurun mulai dari umur 20-24 tahun, dan mencapai minimum pada umur 40-44 tahun, kemudian meningkat lagi. Namun demikian, sama dengan $n(a)$, pendugaan $v(a)$ juga hanya tersedia dalam bentuk diskret.

Untuk membuat $v(a)$ menjadi kurva kontinu, kajian ini menawarkan bentuk fungsional dari $-v(a)$ mengikuti fungsi Weibull, sebagai berikut:

$$fv(y) = p \left(\frac{q}{r} \right) z^{q-1} \exp \left(- \frac{z^q}{r} \right), \quad (6)$$

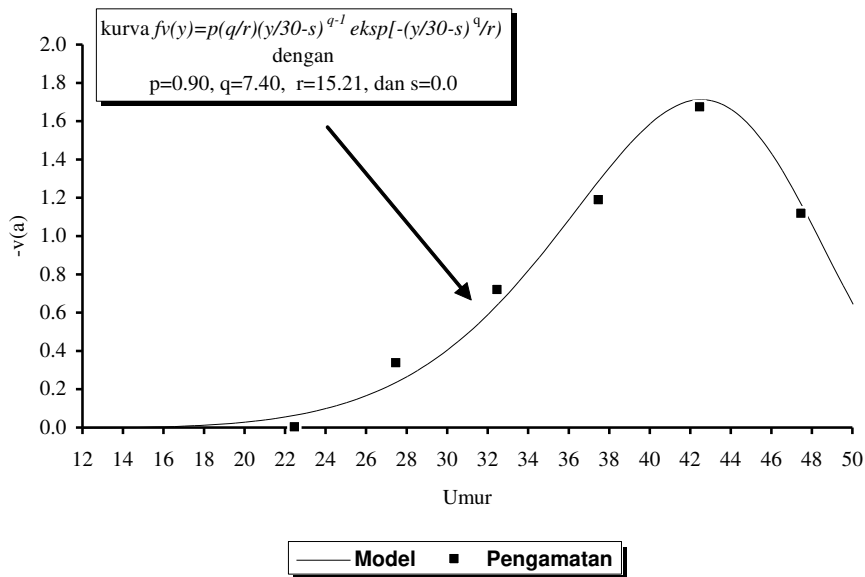
dengan q dan r merupakan parameter sebaran Weibull, p merupakan faktor penyuai, $z = (y/30.0) - s$, dengan s menyatakan parameter lokasi, dan y merupakan umur wanita (tahun).

Pendugaan kurva $fv(y)$ berdasarkan data pada Tabel 3 di atas, dilakukan dengan metode kuadrat terkecil, sebagai berikut:

$$\begin{aligned} S &= \sum_{a \in A} \left[-v(a) - \frac{1}{5} \int_{y_a}^{y_a+5} fv(t) dt \right]^2 \\ &= \sum_{a \in A} \left\{ -v(a) - \frac{1}{5} \int_{y_a}^{y_a+5} p \left(\frac{q}{r} \right) \left(\frac{t}{30} - s \right)^{q-1} \exp \left[- \frac{(\frac{t}{30} - s)^q}{r} \right] dt \right\}^2, \end{aligned}$$

dengan $A = \{20-24, 25-29, \dots, y_a - y_a + 4, \dots, 45-49\}$, p , q , r , dan s merupakan parameter yang diduga.

Hasil penyesuaian $-v(a)$ dengan kurva $fv(y)$, diperoleh parameter $p=0.903$, $q=7.40$, $r=15.21$, dan $s=0.00$, dengan tingkat kesalahan (TK) sebesar 6.90%. Perbedaan antara model dan pengamatan, lebih lanjut dapat dilihat dalam Gambar 3.



Gambar 3: Hasil Penyesuaian $-v(a)$ Menggunakan Kurva $fv(y)$

Gambar 3 menunjukkan bahwa fungsi $fv(y)$ mampu menyuai data dengan baik, yang didukung oleh nilai $TK < 10\%$. Gambar tersebut menunjukkan adanya $-v(a)$ meningkat mulai dari umur belasan tahun hingga umur awal 40 tahunan, kemudian menurun lagi. Fungsi $fv(y)$ menunjukkan adanya $fv(22.5) > 0$. Keadaan ini sesuai dengan kenyataan bahwa pada umur awal 20 tahunan, sudah mulai ada wanita yang mengamalkan perilaku hentian, walaupun tidak banyak.

4. PEMBAHASAN

Telah dijelaskan bahwa model fertilitas perkawinan Coale-Trussell telah mengalami perkembangan dalam hal metode pendugaan M , m , $n(a)$, dan $v(a)$. Di antara metode yang pada saat ini sering digunakan adalah metode kemungkinan maksimum, yakni dengan mengasumsikan bahwa kelahiran bayi bagi wanita pada selang waktu tertentu, menyebar menurut sebaran Poisson.

Berdasarkan pada asumsi sebaran Poisson tersebut Xie (1990) serta Xie & Pimentel (1992) menawarkan alternatif bagi nilai $n(a)$ dan $v(a)$. Namun demikian, $n(a)$ dan $v(a)$ tersebut masih tersedia dalam bentuk diskret. Dalam kajian ini telah ditawarkan bentuk fungsional dari $n(a)$ dan $v(a)$, yaitu dalam bentuk kurva $fn(y)$ dan $fv(y)$. Dengan model kontinu tersebut, analisis data dengan kovariat, yakni dengan membuat parameter M dan m menjadi fungsi dari kovariat dapat dilakukan dengan lebih baik.

Untuk memberikan gambaran lebih jelas tentang kemampuan model fungsional $fn(y)$ dan $fv(y)$, dilakukan pendugaan parameter M dan m terhadap data yang diterbitkan oleh Brostrom (1985), dengan menggunakan:

- (i) nilai $n(a)$ dan $v(a)$ yang diperoleh dari metode aritmatik (*model 1*),
- (ii) nilai $n(a)$ & $v(a)$ oleh Xie (1990) serta Xie dan Pimentel (1992) (*model 2*)
- (iii) nilai $n(a)$ dan $v(a)$ dalam bentuk fungsional $fn(y)$ dan $fv(y)$ (*model 3*).

Hasil analisis dari ketiga model tersebut disajikan pada Tabel 3. Informasi lebih lanjut tentang $n(a)$, $v(a)$, dan $ASMFR(a)$ dari ketiga model tersebut, disajikan pula pada Lampiran 2.

Tabel 3. Hasil Penyuaian Parameter Fertilitas Perkawinan Berdasarkan pada Model 1, Model 2, dan Model 3

	Model 1	Model 2	Model 3
M	0.973	0.997	1.018
m	0.358	0.393	0.370
LRT	1.146	6.636	5.472
nilai-p	0.887	0.156	0.242
BIC	-25.881	-20.392	-21.555

LRT = Likelihood Ratio Test

Bayesian Information Criteria (BIC) = $LRT - db \ln(N)$

Derajat bebas (db) = 5, $N = 860$

Tabel tersebut menunjukkan bahwa ketiga model dapat menyuai data dengan baik. Hasil ini didukung oleh kemiripan hasil pendugaan $ASMFR$ ketiga model terhadap $ASMFR$ pengamatan, seperti dapat dilihat pada Lampiran 2.

Dalam proses penyuiaian (*fitting*) nilai $n(a)$, harus ada populasi yang dijadikan sebagai standar, yaitu $M = 1$. Dalam penyuiaian yang dilakukan oleh Xie (1990), yang dijadikan standar adalah rata-rata dari 10 populasi seperti dapat dilihat pada Lampiran 1. Artinya nilai M untuk Hutterites A ditetapkan sama dengan 1.229. Untuk memudahkan dalam melakukan perbandingan model, penyuiaian terhadap $fn(y)$ juga menetapkan M untuk Hutterites A sama dengan 1.229. Penetapan nilai M untuk Hutterites A sama dengan 1 tersebut, bermakna adanya beberapa populasi yang memiliki nilai $M > 1$.

Alternatif lainnya ialah menetapkan nilai $M = 1$ untuk Hutterites A, dalam penyuiaian parameter kurva $fn(y)$. Oleh karena Hutterites A memiliki tingkat fertilitas alami “terbesar” di antara populasi yang berhasil diamati, maka untuk sebarang populasi akan memiliki $M < 1$, atau M akan berkisar antara nol dan satu ($0 \leq M \leq 1$) untuk semua populasi amatan. Penyuiaian kembali parameter kurva $fn(y)$ dengan menetapkan nilai $M=1$ untuk Hutterites A, menghasilkan $a = 0.888$, $b = 29.875$, $c = 14.771$, dan $d = 0.020$. Hasil pendugaan tersebut sama dengan hasil pendugaan sebelumnya, berbeda hanya pada parameter a . Berdasarkan pada kurva $fn(y)$ dan $fv(y)$ tersebut, maka tingkat fertilitas perkawinan sebarang populasi dapat dinyatakan sebagai fungsi kontinu sebagai berikut.

$$ASMFR_i(y) = 0.89M_i \exp \left\{ - \left(\frac{y - 29.88}{14.77} \right)^4 - 0.02y - 0.44m_i \left(\frac{y}{30} \right)^{6.4} \exp \left[\frac{\left(\frac{y}{30} \right)^{7.4}}{15.21} \right] \right\}.$$

Penerapan model tersebut terhadap data fertilitas perkawinan di Jawa-Bali dengan menggunakan data SDKI 1991, diperoleh hasil sebagai berikut.

a. Perbedaan nilai *Total Marital Fertility Rate* ($TMFR_{20-49}$), $= \sum_{a \in A} ASMFR(a) =$

$$\int_{20}^{50} ASMFR(y) dy \text{ yang diperoleh dari pengamatan dengan TMFR yang}$$

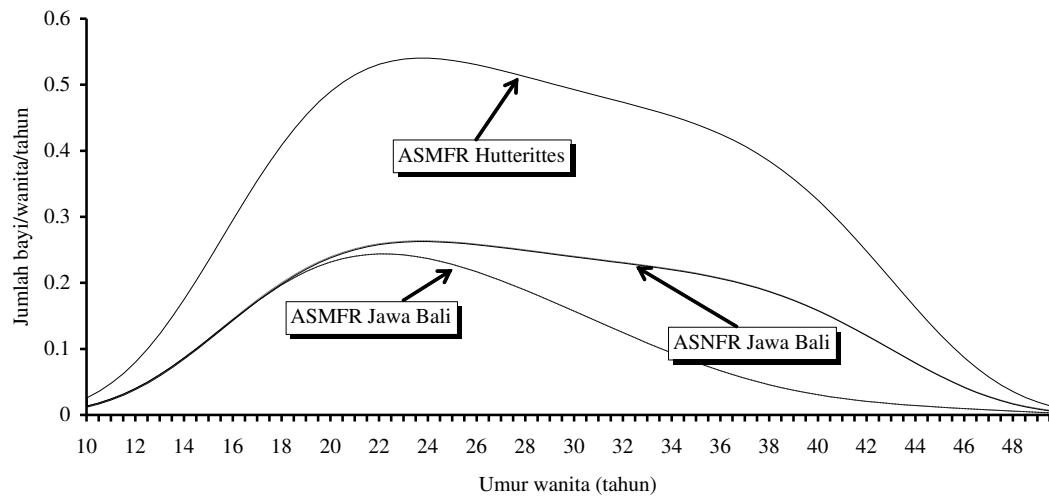
diperoleh dari model kontinu cukup kecil, yakni sebesar 0.16% (3.085 berbanding 3.090), membuktikan bahwa model mampu menyuaikan data dengan baik.

b. Pendugaan bagi $M = 0.487$ menunjukkan bahwa amalan perilaku penjarangan di Jawa Bali, telah mampu menurunkan tingkat fertilitas alami lebih 50%. Disamping itu, amalan perilaku hentian di Jawa-Bali juga cukup tinggi, ditandai dengan nilai m yang cukup besar, yakni 1.032.

Untuk lebih jelasnya, pengaruh perilaku penjarangan dan perilaku hentian terhadap pola fertilitas perkawinan di Jawa-Bali dapat dilihat dengan lebih jelas, seperti disajikan pada Gambar 4. Gambar tersebut menegaskan bahwa fertilitas perkawinan di Jawa Bali jauh di bawah fertilitas perkawinan wanita Hutterites A. $TMFR$ Hutterites A, berdasarkan pada nilai luas bawah kurva ($\int_{y \in Df} ASMFR(y) dy$), ialah sebesar 12.88. Sedangkan nilai *Total Natural*

$$Fertility Rate (TNFR) = \int_{y \in Df} ASNFR(y) dy \text{ dan } TMFR = \int_{y \in Df} ASMFR(y) dy \text{ untuk}$$

wanita Jawa Bali masing-masing sebesar 6.27 dan 4.08. (*Angka TMFR ini lebih besar dibanding TMFR₂₀₋₄₉ karena mempertimbangkan adanya kelahiran bagi wanita berumur < 20 tahun*)



Gambar 7.1: Hasil Pendugaan *Age Spesific Marital Fertility Rate (ASMFR)* dan *Age Spesific Natural Fertility Rate (ASNFR)* Wanita Jawa Bali, dan *Age Spesific Marital Fertility Rate (ASMFR)* Hutterites A

Gambar tersebut menunjukkan pula bahwa amalan yang bertujuan untuk penjarangan memberikan peranan yang cukup penting dalam menurunkan tingkat fertilitas di Jawa Bali. Perbedaan antara TMFR Hutterites A dan TMFR Jawa Bali sebesar 8.8, dengan perincian 6.61 karena amalan yang bertujuan untuk penjarangan (garis tegak), dan 2.19 karena amalan untuk tujuan pembatasan kelahiran (garis condong ke kanan).

5. KESIMPULAN

Model fertilitas perkawinan merupakan alat yang dapat menjelaskan variasi fertilitas perkawinan yang nyata dalam masyarakat. Model Coale-Trussell merupakan salah satu model fertilitas perkawinan yang terbukti mampu menjelaskan tidak saja perbedaan tingkat fertilitas antara satu masyarakat dengan masyarakat lainnya, namun juga mampu membedakan apakah perbedaan tersebut disebabkan oleh tingkat kesuburan alami dan faktor penjarangan (M), atau karena faktor perilaku hentian (m).

Model tersebut terdiri atas dua komponen penting, yakni tingkat fertilitas alami dan tingkat perilaku hentian. Hasil kajian ini menunjukkan bahwa pengembangan model fertilitas perkawinan tersebut menjadi kurva kontinu, mampu menyuai data sama baik dengan model yang asal. Kelebihannya, dengan melakukan modifikasi $n(a)$ dan $v(a)$ menjadi fungsi kontinu $fn(y)$ dan $fv(y)$, memungkinkan untuk mendapatkan nilai $n(a)$ dan $v(a)$ dalam bentuk satu tahunan. Dengan demikian, pengaruh faktor umur dapat diamati secara lebih teliti. Dengan memodifikasi $n(a)$ dan $v(a)$ menjadi fungsi kontinu juga memungkinkan untuk mendapatkan bentuk fungsional dari tingkat fertilitas perkawinan, yang bermanfaat terutama jika ingin melakukan analisis dengan menggunakan data individu.

Oleh karena pendugaan parameter dapat dilakukan dengan menggunakan data individu, maka model fertilitas perkawinan ini dapat dikembangkan menjadi model dengan kovariat. Dengan adanya model dengan kovariat, analisis faktor-faktor yang mempengaruhi pola fertilitas perkawinan dapat dilakukan dengan lebih baik.

6. PENGHARGAAN

Kami memberikan penghargaan yang setulusnya kepada Drs. M. Sudarmadi dari Badan Koordinasi Keluarga Berencana Nasional Indonesia, atas diizinkannya menggunakan data SDKI 1991.

DAFTAR PUSTAKA

- [1] Bloom, D.E. 1982. What's happening to the age at first birth in the United States? A study of recent cohorts. *Demography* **19**(3):351-371.
- [2] Broström, G. 1985. Practical aspects on the parameters in Coale's model for marital fertility. *Demography* **22**(4):625-631.
- [3] Coale, A.J. 1971. Age patterns of marriage. *Population Studies* **25**:193-214.
- [4] Coale, A.J. & Trussell, J.T. 1974. Model fertility schedules: variations in the age structure of childbearing in human populations. *Population Index* **40**(2):185-258.
- [5] Coale, A.J. & Trussell, J.T. 1975. Erratum. *Population Index* **41**(4):572.
- [6] Coale, A.J. & Trussell, J. T. 1978. Technical note: Finding the two parameter that specify a model schedule of marital fertility. *Population Index* **44**:302-213.
- [7] Fahrmeir, L. & Tutz, G. 1994. *Multivariate statistical modelling based on generalized linear models*. New York: Springer-Verlag.
- [8] Henry, L. 1961. Some data on natural fertility. *Eugenic Quarterly* **18**:81-91.
- [9] McCullagh, P. & Nedler, J.A. 1989. *Generalized linear model*. 2nd. London: Chapman and Hall.
- [10] Rodriguez, G. & J. Cleland, J. 1988. Modelling marital fertility by age and duration: An empirical appraisal of the Page model. *Population Studies* **42**:241-257.
- [11] Tsuji, K. 1984. Chromosome abnormalities and advanced maternal age. Dlm. Hafez, E.S.E. (pnyt.). *Spontaneous abortion*. Lancaster: MTP Press Limited.
- [12] Weeks, John R. 1989. *Population. An Introduction to concepts and issues*. Ed. ke-4. Belmont: Wadsworth Publishing Company.
- [13] Wilson, C., Oeppen, J. & Pardoe, M. 1988. What is natural fertility? The modelling of a concept. *Population Index* **54**(1):4-20.
- [14] Wood, J.W. & Weinstein, M. 1988. A model of age-specific fecundability. *Population Studies* **42**:85-113.
- [15] Xie, Y. 1990. What is natural fertility? The remodeling of a concept. *Population Index* **56**(4):656-663.
- [16] Xie, Y. & Pimentel, E.E. 1992. Age patterns of marital fertility: Revising the Coale-Trussell method. *Journal of the American Statistical Association* **87**:977-984.

Lampiran:**Lampiran 1: Data Jumlah Bayi dan Jumlah Masa Terdedah daripada Sepuluh Populasi***

Populasi		Kumpulan umur					
		20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49
Hutterites A (menikah tahun 1921-1930)	Jumlah bayi Jumlah masa terdedah	350 637	405 807	368 824	322 793	133 563	15 237
Kanada (menikah antara tahun 1700-1730)	Jumlah bayi Jumlah masa terdedah	235 461.5	331 667.2	317 655.5	238 580.0	109 472.7	12 402.5
Hutterites B (menikah sebelum tahun 1921)	Jumlah bayi Jumlah masa terdedah	360 758	395 875	361 849	309 827	155 756	20 700
Bourgeoise (Geneva) (suami lahir 1600-1649)	Jumlah bayi Jumlah masa terdedah	139 264.7	162 333.7	138 321.8	88 306.8	41 291.5	4 246.0
Tunisia (menikah 1840-1859)	Jumlah bayi Jumlah masa terdedah	202 431.2	216 502.0	186 463.0	112 344.1	56 293.6	3 244.3
Sotteville-les-Rouven (perkawinan dan kelahiran 1760-1790)	Jumlah bayi Jumlah masa terdedah	14 28.5	44 100.0	68 158.5	42 141.5	15 119.5	1 105.0
Crulai (menikah 1674-1742)	Jumlah bayi Jumlah masa terdedah	128 305.5	257 599.0	225 633.0	172 588.5	72 505.5	4 400.0
Norwegia (menikah 1874-1876)	Jumlah bayi Jumlah masa terdedah	6437 16211	12712 33465	13072 38361	10488 36271	6576 36676	1473 35839
Bourgeoise (Geneva) (suami lahir sebelum 1900)	Jumlah bayi Jumlah masa terdedah	90 231.5	113 311.9	99 302.6	77 279.8	29 236.4	4 213.0
Taiwan (lahir sekitar 1900)	Jumlah bayi Jumlah masa terdedah	1288 3525	1180 3525	1119 3650	960 3650	417 3650	29 3650

* disalin daripada Wilson et al. (1988)

Lampiran 2: Tingkat fertilitas perkawinan berdasarkan kepada data pengamatan dan hasil penyuiaian dengan menggunakan kepada model 1, model 2, dan model 3

	Kumpulan Umur					
	20-24	25-39	30-34	35-39	40-44	45-49
<i>Pengamatan*</i>						
B(a)	109	250	280	157	60	4
T(a)	261.5	643.9	897.7	746.7	628.7	350
TMFR				0.2103	0.0954	0.0114
	0.4168	0.3883	0.3119			
<i>Model 1</i>						
n(a)	0.460	0.431	0.395	0.322	0.167	0.024
v(a)	0.000	-0.279	-0.667	-1.042	-1.414	-1.671
TMFR	0.4475			0.2156	0.0979	0.0128
		0.3794	0.3026			
<i>Model 2</i>						
n(a)	0.460	0.436	0.392	0.333	0.199	0.043
v(a)	0.000	-0.335	-0.717	-1.186	-1.671	-1.115
TMFR	0.4586			0.2084	0.1029	0.0277
		0.3811	0.2949			
<i>Model 3</i>						
n(a)	0.431	0.421	0.381	0.3191	0.1834	0.0431
v(a)	-0.074	-0.253	-0.662	-1.2921	-1.6711	-1.1413
TMFR	0.4272	0.3904		0.2016	0.1007	0.0288
			0.3041			

*) Disalin dari Brostrom (1985)